

# 商品先物市場における実証分析

皆木 健男

## 目次

1. はじめに
2. 分析方法
  - 2.1 資源エネルギー政策
  - 2.2 リスクの計測
  - 2.3 構造変化
3. データ
4. 推定結果
  - 4.1 リスク計測の推定結果
  - 4.2 構造変化の推定結果
  - 4.3 金融商品取引法の影響
5. おわりに

## 1. はじめに

資源エネルギー問題は環境への影響のみならず経済へも影響を及ぼしている。本論文は資源エネルギー政策の経済への影響、特に商品先物市場への影響に注目し、その影響が持続的に存在したのかについて、日本の商品先物市場（トウモロコシ商品先物市場）を対象に実証分析することを目的としている。

皆木（2009）において、日本のトウモロコシ商品先物市場の現状で述べているように、資源エネルギー政策がトウモロコシ商品先物市場に影響を与えている可能性がある。ただし、資源エネルギー政策以外にも先物市場に影響を与えている要因があるとして、金融商品取引法の改正があることも示唆している。

そこで本論文では、トウモロコシ商品先物市場における価格形成に起こる変化を実証的に分析する。

その分析方法は、価格形成において構造変

化が発生していたかどうかを価格データと収益率を用いて調べることで、さらにリターンだけでなく出来高やリスク指標となるボラティリティについても構造変化が見られるかを検証する方法である。そして、ボラティリティに関してはボラティリティ変動モデルであるGARCHモデルを用いて検証する。

まず、トウモロコシ先物市場の価格データを用いて、トウモロコシがこれまでのエネルギー資源（石油・石炭）の代替品として注目され、政策の転換が行われ、それにより商品先物価格に変化があったのかについて構造変化テストにより検証する。先進国において資源エネルギー問題が活発に議論され、資源として穀物を重視する経済政策がとられた時期（本論文では2002年、2005年、2007年、2008年を対象。）に、価格決定に変化がみられるかどうかを検証する。ここで変化が有意に確認されるなら、資源エネルギー問題は環境のみではなく、金融市場にも影響を与えていることが実証的に示される。2002年、2005年、2007年、2008年のいずれの法改正もバイオマスエタノールに影響を及ぼしている可能性があり、長期的に見てもトウモロコシの生産や価格にも影響を及ぼすことが予想される。

次にGARCHモデルを用いて、リスクについても構造変化が見られたかどうか、つまりボラティリティに大きな違いがあるかどうかについて検証する。政策によりボラティリティが高くなることは実際に起こりえる。原油価格との関連があるとするならば、資源エネルギー政策でバイオマスエタノールへの需要が

増大、もしくはそれによる利益獲得を目論む投機によって実際にボラティリティは高くなる可能性がある。

本論文で使用するデータは皆木 (2009) で使用したものと同様の東京穀物商品取引所 (以下、東穀) で取引されたトウモロコシの商品先物価格である。

その結果、トウモロコシ商品先物市場において構造変化が価格と収益率において認められる。リスク指標であるボラティリティに関しては、資源エネルギー政策によりその構造に変化が起きている可能性は否定できないが、構造変化が認められるのは2005年以降であり必ずしもエネルギー政策の効果によるものだと断定できない。出来高に関しては、構造変化は認められない。また複数の GARCH モデルからショックは持続する、つまりボラティリティクラスタリングが発生していることが示されている。

資源エネルギー政策のほかに、トウモロコシの商品先物価格を変動させる要因として、金融商品取引法の改正があることを皆木 (2009) で述べている。金融商品取引法が改正された2005年以降、本来であれば価格も取引量もエネルギー政策の影響をより大きくプラスに受けたのではないかと考えられる。しかし皆木 (2009, 図1, 2) で示したように、取引額も出来高も2005年を境に減少している。2005年にボラティリティについて構造変化が認められている。東穀のトウモロコシ商品先物市場は、エネルギー政策よりも取引にかかわる法改正による影響を受ける可能性が高い。東穀への聞き取り調査の結果でもこの可能性について言及している。

以下、第2節で分析方法について、第3節では本論文で使用するデータについて、第4節で推定結果を、最後に第5節で本論文をまとめる。

## 2. 分析方法

まず具体的な分析方法を述べる前に、トウモロコシ商品先物の価格形成に影響を与えると考えられる資源エネルギー政策 (ここでは農業政策を含む) を再確認しておく。アメリカにおいてバイオ燃料政策と農業政策には一体性があると考えているからである。本論文のサンプル期間内で決定された主な政策は以下の4つである。

- ・2002年 2002年農業法
- ・2005年8月 2005年エネルギー政策法
- ・2007年 エネルギー自給 (独立) 安全保障法
- ・2008年6月 2008年農業法

### 2.1 資源エネルギー政策

こうしたエネルギー政策は2002年以前から行われているが、サンプル期間に対応する4つの主な政策の影響に注目する。いずれの政策もトウモロコシ先物価格形成に影響を与えることが予想される。

2002年農業法によりバイオエタノールやバイオディーゼル普及のためにバイオ燃料製造業者に対して補助金を交付し、原料農作物の生産を拡大させた。2005年のエネルギー政策法において、燃料用エタノールを主とする再生可能燃料の使用量を2012年までに年間75億ガロンまで拡大させることが決定された。2007年のエネルギー自給 (独立) 安全保障法はトウモロコシの生産に大きな影響を与えているとされる。さらに2008年の農業法によってエタノールとその原料となるトウモロコシに関する今後の政策方針が示されている。

### 2.2 リスクの計測

ここではトウモロコシ商品先物市場のリスクについて GARCH モデル (非対称性モデル, EGARCH モデル, EGARCH 非対称性モデル) を用いてボラティリティを推定する。

価格やリターン系列に構造変化があったかのみの検証ではなく、リスクにも構造変化があったのか否かについても検証を行う。

まず、GARCH モデルによりボラティリティを計測する。そして次節で述べるボラティリティを用いて構造変化があるか否かを検証する。次に、GARCH モデルのパラメータがサブサンプル期間で異なるか否かについて検証する。これは次節で述べるように、サンプルを各資源エネルギー政策の変更が成立する以前と以後に分け検証することと同様である。

まず収益率  $R$  を次のように定義し、残差  $e_t$  を得る。

$$R_t = a_0 + a_1 R_{t-1} + e_t \quad (1)$$

次に残差  $e_t$  の条件付分散  $h_t$  を推定する。

$$h_t = \eta + \xi e_{t-1}^2 + \lambda h_{t-1} \quad (2)$$

これが GARCH(1, 1) モデルである。本論文ではこれに加えてボラティリティの対称性を考慮した次のモデルも推定する。非対称性は予期せず価格が上がった日の翌日よりも予期せず価格が下がった日の翌日にボラティリティが高くなることを示すものである。

$$h_t = \eta + \lambda h_{t-1} + \xi e_{t-1}^2 + \gamma D_{t-1}^- e_{t-1}^2 \quad (3)$$

ここで、 $D$  は、誤差が負であれば1をとり、正であれば0をとるダミー変数である。 $\gamma > 0$  であれば、予期せず価格が上がったインターバルの翌インターバルよりも、予期せず価格が下がったインターバルの翌インターバルにおいてボラティリティが上昇していることが示される。

さらに Nelson(1991) に従い、ボラティリティの非対称性をとらえることができる EGARCH モデル用い、条件付き分散を次のように定義する。

$$\log h_t = c_0 + a_1 |u_{t-1}| / \sqrt{h_{t-1}} + b_1 \log h_{t-1} + d_1 u_{t-1} / \sqrt{h_{t-1}} \quad (4)$$

ボラティリティの非対称性は  $d_1$  の値を見れば

よく、推定の結果、 $d_1 < 0$  であれば、非対称性が認められる。またボラティリティのショックの持続性は  $b_1$  の値を見ればよく、その係数が大きいほどショックは長時間持続し、ボラティリティクラスタリングが確認される。このモデルはパラメータに非負制約がないことがメリットとしてあげられる。

### 2.3 構造変化

ここでは、トウモロコシの価格形成に構造変化があったのかについて検証する。構造変化が起きたか否かをテストする方法として、本論文では不均一分散を仮定しているので Chow-GQ(Thursby (1992)) テストを用いている。これは各資源エネルギー政策の変更が成立する以前と以後に分け、モデルのパラメータが同じとみなしてよいかどうかを検定する方法である。よって2002年(2002年農業法)を境に前半と後半で価格、収益率、ボラティリティに構造変化が示されるか検定する。2005年エネルギー政策法、2007年エネルギー自給(独立)安全保障法、2008年6月 2008年農業法も同様に検証する。

推定するモデルはすべて AR(1) モデルを用いることとする。

価格

$$P_t = a_{p0} + a_{p1} P_{t-1} + e_t \quad (5)$$

収益率

$$R_t = a_0 + a_1 R_{t-1} + e_t \quad (6)$$

出来高

$$V_t = a_{v0} + a_{v1} V_{t-1} + e_t \quad (7)$$

ボラティリティ

$$h_t = a_{h0} + a_{h1} h_{t-1} + e_t \quad (8)$$

ただし、 $h_t$  には GARCH, GARCH with Asymmetry, EGARCH で得られた条件付きボラティリティ (hh11, hha, hhe, hhea)

を代入する。

推定の結果、政策の成立以前と以降で有意に差があると認められるなら、その政策はトウモロコシ商品先物の価格形成に少なからず影響を与えていることが示される。

有意な差が認められない場合、その影響はないと考えられる。ただし、このとき問題は、政策とは無関係なトウモロコシ価格の高騰がどんな要因によって引き起こされているかということである。近年の価格高騰の原因は新興国による食糧としての需要拡大ではないとされている。とすれば原油市場と穀物市場との間で投機マネーがシフトしたことに原因があると考えられる。仮にこれが正しければ、穀物市場の価格の高騰は、投機マネーが証券市場や原油市場から流入していることが要因ということになる。

また価格系列に構造変化が見られないとしても、収益率もしくはボラティリティに構造変化が起きている可能性があり、収益率とボラティリティについても検証する。ここで用いるボラティリティは前節で説明したGARCHモデルで推定されるものである。

### 3. データ

ここでは本論文で使用するデータについて説明する。使用するデータは皆木(2009)で使用したデータと同様のものである。データは東京穀物商品取引所のトウモロコシ商品先物価格である。サンプル期間は価格データが電子化された1999年3月から2008年12月までである。

トウモロコシの商品先物は6限月あり、同時に6つの商品が取引されている。取引は1営業日に前場と後場あわせて合計6回の立会いが行われ、その都度先物価格が決定されている。ただし本論文では、1営業日の最終の立会いで決定された価格(終値)を用いる。

また、皆木(2009)では、各限月に分けて

分析を行っているが、ここでは連続した価格形成に関する構造変化をみるために1つの時系列データを用いる。そこで、6限月分の価格データを1つの時系列データに変換する際、直近の商品を選択し、最終営業日に次の限月の価格データを用いることとする。

東穀で扱う標準品はアメリカ合衆国産黄トウモロコシ等級No.3であり、受渡品は標準品および東穀が定める供用品である。呼値は1トン、呼値の単位は10円で、取引単位は1枚50トンである。6限月制であり1月、3月、5月、7月、9月、11月である。立会は前場と後場があり、各3回の立会が行われる。前場では9時、10時、11時に、後場では13時、14時、15時に取引が行われる。1日の制限値幅は原則3月、6月、9月、12月の理事会において翌月から3ヵ月間に適用する額を決定している。取引本証拠金基準額はその制限値幅額に取引単位の倍率を乗じた額に原則1.5日分を乗じた額となる。

### 4. 推定結果

前論文では各限月物ごとに扱ったが、本論文では1系列の時系列データ、つまり直近の限月物を並べた時系列データについて見る。

まずサンプル期間内のトウモロコシ商品先物の価格(sett\_price)、収益率(return)、出来高(Volume)、ボラティリティ(hh11, hha, hhe, hhea)の推移をみる。サンプル期間は1999年3月から2008年12月までである。

付表1で価格、収益率、出来高、ボラティリティの基本統計量を示している。また、図1～図7においてそれぞれの変動推移が示されている。

付表 1. 基本統計量

	sett_price	return	volume	hh11	hha	hhe	hhea
平均	17493.34	0.000285	396.3306	0.000315	0.000304	0.000283	0.000283
標準偏差	7067.57	0.0173	398.4708	0.000284	0.0002119	6.48E-05	6.452E-05
分散	49950579	0.0003	158779	8.07E-08	4.491E-08	4.198E-09	4.163E-09
尖度	2.0558	5.9736	9.654473	141.9839	33.1287	93.1619	89.9874
歪度	1.6627	0.6316	2.627001	8.7679	4.4308	6.5930	6.4710
標本数	2450	2450	2450	2450	2450	2450	2450

図 1. 価格



図 2. 収益率

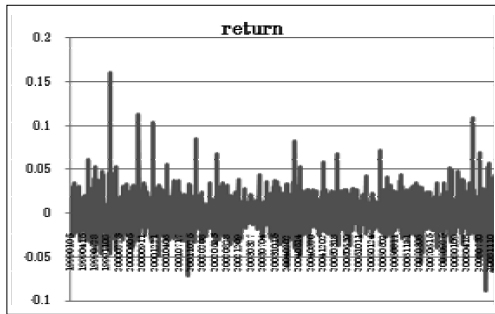


図 3. 出来高

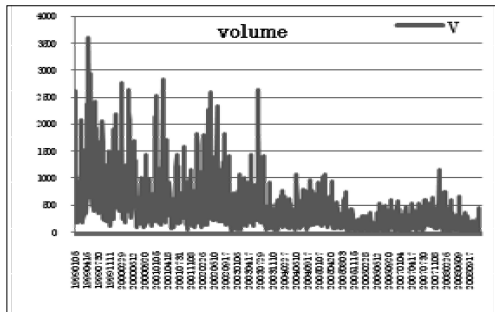


図 4. ボラティリティ hh11

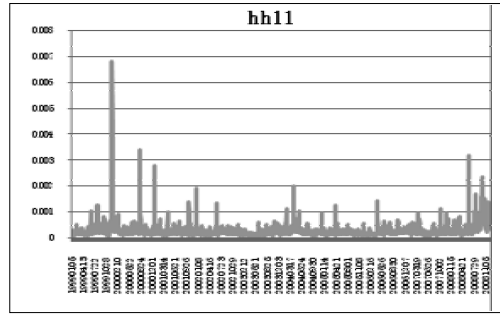


図 5. ボラティリティ hha

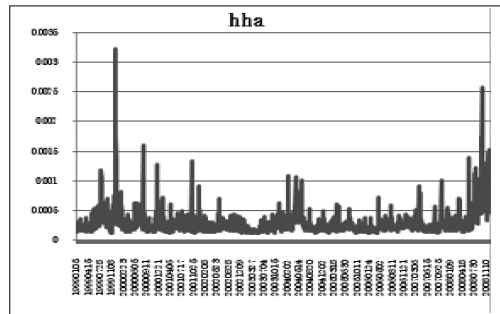


図 6. ボラティリティ hhe

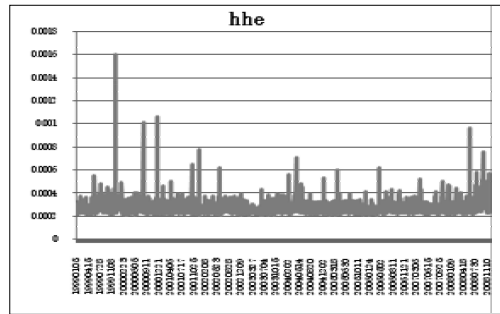


図 7. ボラティリティ hhea

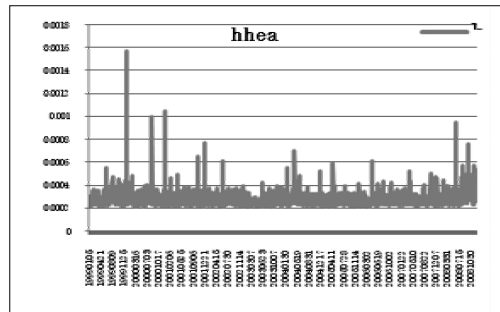


図1を見ると、2006年5月12日を底値として、上昇に転じている。しかし、2006年5月には資源エネルギー政策の変更や成立は起きていない。考えられるとすれば、2004年12月に「金融先物取引法の一部を改正する法律」が成立し、その後2006年、金融商品取引法の一部として改編され、廃止されたことがあげられる。よってここでは2006年5月を資源エネルギー政策による構造変化の発生ポイントとは考えていない。

また、2004年の一時的な価格の急騰が見られる。ただしこれはあくまで一時的なもので構造変化を引き起こすものではない。考えられることは、金融先物取引法の一部を改正する法律が成立し、取引量に悪影響を及ぼしている可能性があるということである。

また、2008年の8月をピークに先物価格は下降し始めている。この要因は、アメリカのサブプライム問題に端を発した世界的金融危機によるものであると考えられる。穀物市場に流入していた投機マネーがその他の市場にシフトしたと考えられる。この時期を境に構造変化が発生している可能性はある。

次に出来高の推移を見る。図3は出来高の推移であり、価格とは対照的に2005年から減少傾向にあることである。価格が上昇しそれに対して出来高は減少していることがわかる。改正金融先物取引法により取引が控えられたことが要因の1つであろう。

また、皆木(2009)でこの時期にボラティリティが高くなっている可能性があり、価格が上昇トレンドを持ちながら上下し、それによりリスクが高まり、出来高が抑えられている可能性があることを述べたが、ボラティリティは上昇していない。付表2で相関を見てみても、出来高とボラティリティには強い関係は見られない。

付表2. 相関

	sett_price	return	volume	hh11	hha	hhe	hhea
sett_price	1						
return	0.0196	1					
volume	-0.3329	0.0294	1				
hh11	0.0589	0.0116	0.0527	1			
hha	0.0733	-0.0099	0.0133	0.8979	1		
hhe	0.0623	0.0118	0.0674	0.8311	0.7262	1	
hhea	0.0625	0.0113	0.0671	0.8301	0.7282	0.9995	1

#### 4.1 リスク計測の推定結果

ここではGARCHモデルを用いてボラティリティを推定する。価格と収益率については営業日ごとにそれぞれ1つのデータが利用可能である。しかしリスク指標である分散もしくは標準偏差はそうはいかない。そこでまず現時点でボラティリティを推定するのに最も適していると考えられる4つのGARCHモデルを用いてボラティリティを推定する。そこで得られたボラティリティを用いて次節以降構造変化の検定を行う。

付表1にそれぞれ推定された条件付きボラティリティの基本統計を掲載している。また、モデルの当てはまりのよいのは非対称性を考慮したGARCHモデルである。ショックが持続的に影響することも示されている。つまりボラティリティクラスタリングの発生が認められる。

付表3. GARCHモデル

GARCH(1,1) Model		
hh11		
Log Likelihood		
6597.381		
Variable	Coeff	
1. Mean	0.000232	0.45708192
2. C	5.13E-05	0.00000022
3. A	0.244781	0
4. B	0.605507	0

\*付表内の右列はP値である。

GARCH(1,1) Model with asymmetry hha		
Log Likelihood	6605.079	
Variable	Coeff	
1. Mean	4E-05	0.90064043
2. C	3.62E-05	0.00008861
3. A	0.100176	0.01030028
4. B	0.720509	0
5. D	0.138754	0.00001064

\*付表内の右列は P 値である。

E-GARCH(1,1) Model hhe		
Log Likelihood	6536.348	
Variable	Coeff	
1. Mean	0.000616	0
2. C	-5.968	0
3. A	0.236538	0
4. B	0.292603	0

\*付表内の右列は P 値である。

E-GARCH(1,1) Model with asymmetry hhea		
Log Likelihood	6536.489	
Variable	Coeff	
1. Mean	0.000616	0
2. C	-5.96808	0
3. A	0.236532	0
4. B	0.292608	0
5. D	-0.00129	0

\*付表内の右列は P 値である。

#### 4.2 構造変化の推定結果

ここでは2002年（2002年農業法）を境に前半と後半で価格、収益率、ボラティリティに構造変化が示されるか検定する。同様に2005年エネルギー政策法、2007年エネルギー自給（独立）安全保障法、2008年6月 2008年農業法も検証する。

ただし、サブサンプルをどこで区切るかが問題になるが、法律の制定日を明確にすることが可能でなかったため、恣意的ではあるが2002年の農業法を例にとると、2002年1月4日で区切りサブサンプルを作成している。

付表4に不均一分散を仮定したChow-GQテストの結果を掲載している。これによると価格系列すべてで構造変化があったと考えられる。収益率系列について見ると、2002年のみ構造変化が認められないがそれ以外では構

造変化が認められる。しかし出来高の結果を見るといずれのサブサンプルにおいても構造変化は認められていない。

同様に推定されたボラティリティの構造変化を検定すると、2007年と2008年においてすべてのモデルで有意に構造変化が示されている。GARCH with Asymmetry モデルのみ、2005年以降のすべてのサブサンプルで構造変化が認められている。資源エネルギー政策はボラティリティに対して有意に影響を与えている可能性が示されている。

付表4. Chow-GQ テスト

Chow-GQ test	Price	
20020104	F(1713, 732) = 3.16140	0
20040106	F(1224, 1221) = 4.29034	0
20050104	F(981, 1464) = 4.00954	0
20060104	F(736, 1709) = 5.27138	0
20070104	F(488, 1957) = 6.79702	0
20080104	F(243, 2202) = 7.42646	0

\*付表内の右列は P 値である。

Chow-GQ test	Return	
20020104	F(1713, 732) = 0.79178	0.999928
20040106	F(1224, 1221) = 1.13543	0.013239
20050104	F(981, 1464) = 1.13432	0.014944
20060104	F(736, 1709) = 1.37632	8E-08
20070104	F(488, 1957) = 1.68376	0
20080104	F(243, 2202) = 2.39699	0

\*付表内の右列は P 値である。

Chow-GQ test	Volume	
20020104	F(1713, 732) = 0.32562	1
20040106	F(1224, 1221) = 0.15557	1
20050104	F(981, 1464) = 0.15005	1
20060104	F(736, 1709) = 0.15740	1
20070104	F(488, 1957) = 0.20659	1
20080104	F(243, 2202) = 0.18538	1

\*付表内の右列は P 値である。

Chow-GQ test	hh11		
20020104	F(1713, 732) = 0.24303		1
20040106	F(1224, 1221) = 0.48738		1
20050104	F(981, 1464) = 0.55966		1
20060104	F(736, 1709) = 0.78181	0.999946	
20070104	F(488, 1957) = 1.16448	0.01485	
20080104	F(243, 2202) = 2.18625		0

\*付表内の右列は P 値である。

Chow-GQ test	hha		
20020104	F(1713, 732) = 0.52692		1
20040106	F(1224, 1221) = 1.03276	0.286566	
20050104	F(981, 1464) = 1.14544	0.009641	
20060104	F(736, 1709) = 1.63575		0
20070104	F(488, 1957) = 2.53557		0
20080104	F(243, 2202) = 4.43256		0

\*付表内の右列は P 値である。

Chow-GQ test	hhe		
20020104	F(1713, 732) = 0.41584		1
20040106	F(1224, 1221) = 0.80930	0.99989	
20050104	F(981, 1464) = 0.73998		1
20060104	F(736, 1709) = 0.93967	0.837761	
20070104	F(488, 1957) = 1.25748	0.000504	
20080104	F(243, 2202) = 1.98592		0

\*付表内の右列は P 値である。

Chow-GQ test	hhea		
20020104	F(1713, 732) = 0.42223		1
20040106	F(1224, 1221) = 0.70339		1
20050104	F(981, 1464) = 0.74953	0.999999	
20060104	F(736, 1709) = 0.95216	0.780887	
20070104	F(488, 1957) = 1.27543	0.000237	
20080104	F(243, 2202) = 2.01133		0

\*付表内の右列は P 値である。

また、2002年に価格が上昇しており（図1より）、2002年の農業法に対応し、バイオエタノールやバイオディーゼル普及のためにバイオ燃料製造業者に対して補助金を交付し、原料農作物の生産を拡大したことが好感されたと皆木(2009)で推測したが、価格についてはその推測が正しかったことが検証されたことになる。

2005年5月から2006年7月までの低価格期間が継続しているがここでも価格と収益率に構造変化は認められている。ただしボラティリティに関しては1つのモデルのみが有意で

あり、ボラティリティ形成に影響を与えているとは断定できない。

そして価格が上昇に転じている2007年にはエネルギー自給（独立）安全保障法の影響が表れている可能性がある。この期間には価格、収益率、ボラティリティともに構造変化が認められている。エネルギー自給（独立）安全保障法は市場にとってプラス要因であり、それが2008年まで継続したと考えられる。2008年を境にすると価格系列、収益率系列、ボラティリティ系列すべてに構造変化が起きていることが示されている。

#### 4.3 金融商品取引法の影響

皆木(2009)ではトウモロコシ商品先物価格への影響の源泉として金融商品取引法に注目していた。東穀への聞き取り調査によると、金融商品取引法の改正により、取引自体が減少していることが示唆された。2005年7月1日、改正金融先物取引法が施行されたが、これに先立ち2004年12月に「金融先物取引法の一部を改正する法律」が成立していた。その後2006年、金融商品取引法の一部として改編され廃止された。改正金融先物取引法の施行により、金融商品の販売等に関する法律のなかで金融商品の販売に関して禁止行為が定められている（同法律第76条）。その禁止行為は勧誘の要請をしていない顧客に対し業者が訪問または電話による勧誘をおこなうこと、契約を締結しない旨の意思を表示した顧客に対する勧誘をおこなうこと、断定的判断を提供して顧客を勧誘することである。これらの禁止行為により、取引所だけでなく取引業者による顧客への勧誘が制限されることになった。さらに、適合性の原則のなかで、金融先物取引業者は、顧客の知識や経験等に照らして、不相当と認められる勧誘をおこない顧客保護に欠けることになること等の内容に業務をおこなわなければならないことが定められている。では実際に価格と取引量を見てみよう。



仮に、2005年を境に価格が上昇し取引量が減少していることが示されるなら、その要因はアメリカでのエネルギー政策法もしくは日本における改正金融先物取引法である可能性がある。しかしアメリカのエネルギー政策法により取引量が増加することはあれ、減少することはないだろう。なぜならアメリカで実施されているバイオエネルギープラントはトウモロコシ生産者が経営している場合が多く、需要が減少することは考えにくい。燃料として食糧として飼料としての需要の高まりによりトウモロコシ自体の出来高も増加する可能性が高い。よって改正金融先物取引法により取引が控えられたと考えるべきである。出来高の減少は金融先物取引法の改正が原因であると考えられる。

図3でトウモロコシ商品先物の出来高推移を表しているが、2005年3月をピークに減少していることが示されている。やはり上で考えたように、この要因は改正金融先物取引法だと考えられる。積極的に消費者に勧誘がおこなえなくなった影響は大きい。勧誘の要請をしていない顧客に対し業者が訪問または電話による勧誘をおこなうこと、契約を締結しない旨の意思を表示した顧客に対する勧誘をおこなうこと、断定的判断を提供して顧客を勧誘することが禁止行為として定められたわけだが、その影響が大きいのであろう。また改正金融先物取引法は価格の低下も引き起こしていると思われるが、それ以上に取引量の減少として影響を及ぼしている。

また付表2から、トウモロコシの先物価格と出来高の相関は $-0.3329$ であり、負の相関がわずかにある。つまり、トウモロコシ価格と出来高は逆向きに変動する。基本的に資源エネルギー政策はトウモロコシの需要を引き起こすもので価格にも出来高にもプラスに影響することが予想される。2005年の価格と出来高の変動を再度確認すると、価格の低下と出来高の減少が同時に発生している。これを

説明することができるのであれば、2005年のエネルギー政策法ではなく改正金融先物取引法が相当する。この改正により取引が成立しづらくなり、流動性が低下し価格も下落したと考えられる。

しかしChow-GQテストから出来高に構造変化があるとは認められていない。影響があることは否定できないが出来高に長期的な変化を引き起こすまでの影響はない可能性が高い。また、出来高については改正金融先物取引法による影響が発生していることを否定できるような積極的な要因もない。

以上より、価格や収益率に関しては資源エネルギー問題にかかわる政策の影響を受け構造変化が発生していることが示されている。しかし出来高についてはその影響は薄いと考えられる。ボラティリティについて見ると、構造変化は確認されるが、その要因としては資源エネルギー問題に関わる政策と金融商品取引法改正の両者が考えられる。

## 5. おわりに

本論文は資源エネルギー政策の経済への影響が持続的に存在したのかについて、日本のトウモロコシ商品先物市場を対象に実証分析することを目的としている。

その分析方法は、価格形成において構造変化が発生していたかどうかを価格データと収益率を用いて調べるものである。さらにリターンだけでなくリスク指標としてボラティリティに関しても構造変化が見られるかを検証する。

その結果、トウモロコシ商品先物価格に構造変化が認められる。価格系列についてはいずれのサブサンプル期間においても有意に構造変化が発生しており、資源エネルギー政策により価格形成に変化が発生している可能性が示されている。収益率についても2002年を除いて同様のことが示されている。

リスクに関しては、1つのモデルを除いて

2007年以降のサブサンプルでボラティリティに構造変化が認められる。またすべてのモデルからボラティリティへのショックはその効果がしばらく持続することが示されている。

しかし、資源エネルギー政策のほかに、トウモロコシの商品先物価格を変動させる要因として、金融商品取引法改正の可能性を排除できていない。東穀のトウモロコシ商品先物市場は、資源エネルギー政策よりも取引にかかわる法改正による影響を受ける可能性がある。東穀への聞き取り調査の結果でもこの可能性について言及している。特に今回の検証で示されたようにボラティリティは2005年以降のサブサンプルで構造変化の発生を認めている。これが意味するのは金融商品取引法改正ではないだろうか。これについては今後の課題とする。

## 謝辞

本論文は科学研究費補助金(釜江・皆木, 基盤研究(C))および北星学園大学2008年度特定研究活動(共同プロジェクト研究)による助成を受けた, 野本・高橋・皆木の研究課題「資源エネルギー問題をめぐる先進諸国の経済政策に関する比較研究」の研究成果の一部である。ここに記して感謝申し上げる。

また, 快くインタビューを受けていただき, さらにデータを提供していただいた東京穀物商品取引所の皆さまに感謝申し上げたい。

## 〔参考文献〕

- 江頭憲治郎(2005)『法律学講座双書 商取引法(第四版)』弘文堂。
- 加藤信夫(2008)「諸外国におけるバイオ燃料生産と食糧・環境問題」『環境の世紀14~バイオマス~環境問題を考える~』農林水産省, 農林水産政策研究所。
- 小泉達治(2006)「米国における燃料用エタノール政策の動向—とうもろこし需給に与える影響—」『農林水産政策研究』P53-P72 第11

号。

- 手塚真(2006)「米国およびブラジルにおける燃料エタノールの経済と政策」『平成17年度地域食糧農業情報調査分析検討事業米州地域食糧農業情報調査分析検討事業報告書』国際農林業協力・交流協会。
- 平澤明彦(2008)「米国2008年農業法—バイオ燃料と農作物価格高騰への対応—」『農林金融』P49-P58。
- 西澤栄一郎(2008)「農業者の出資によるバイオエタノールプラントの増加とその背景—アメリカ・ミネソタ州での調査から—」『経済志林』法政大学経済学部学会 P303-P326。
- 皆木健男(2009)「トウモロコシ商品先物市場におけるエネルギー資源問題の影響—商品先物市場の現状」『北星論集』北星学園大学経済学部 P23-P45。
- 山田・太田・増田(2006)『新しいビジネス法』弘文堂。
- Nelson, D. B. [1991] “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns; A New Approach”, *Econometrica* 59, 347-370.
- Thursby, J.G. [1992] “A Comparison of Several Exact and Approximate Tests for Structural Shift under Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics* 53, 363-386.

## 〔ウェブサイト〕

- 経済産業省 資源エネルギー庁  
<http://www.enecho.meti.go.jp/energy/>  
 東京穀物商品取引所:  
<http://www.tge.or.jp/japanese/>  
 農林水産省:  
<http://www.maff.go.jp/>  
 農林水産物輸出入概況2008年確定値, 農林水産省 国際部国際政策課, 2009年4月。

- i ここで2002年, 2005年, 2007年, 2008年に注目しているのは, 平澤(2008)で言われているように, これらの年にアメリカにおいて重要なエネルギー政策法もしくは農業法が制定され, アメリカのトウモロコシ生産に大きな影響を与えたとされているからである。さらに皆木(2009)でもその影響が示唆されている。
- ii 燃費基準の改善, バイオディーゼル使用基準の設定, そして再生可能燃料基準を拡大。
- iii 2013年までの政策を決定。現状維持的な政策であるが, エタノール減税措置や ACRE の

- 導入などバイオ燃料や農産物価格高騰への対応がなされている。
- iv 東京穀物商品取引所のご厚意によりデータを提供していただいている。深く感謝申し上げます。
  - v 立会ではあるが、すべてシステム化されている。
  - vi 出来高について、均一分散を仮定して検定を行うとすべてのサブサンプルで有意に構造変化が起こっていることが示されている。
  - vii 東京穀物商品取引所へのインタビューにおいてトウモロコシ価格、出来高への影響はバイオ燃料としての需要の拡大よりも、こうした法律の改正による可能性を指摘いただいた。
  - viii 江頭(2006)、山田他(2006)参照。

[Abstract]

## The Empirical Analysis of the Commodities Futures Market

Takeo MINAKI

This paper analyzes whether the influence of the resource energy policy on the economy exists for a long time for the corn commodity futures market in Japan or not. As a result, it is shown that the structural change is admitted in the corn commodity futures price. Regarding the price, the structural change is significantly generated for each sub-sample period. In a word, the possibility that the structural change has occurred by the resource energy policy in the process of price making has been shown. It is shown similarly for the rate of return excluding 2002. Regarding risk, excluding one model, the structural change in the volatility is admitted in sub-samples after 2007. Moreover, it is shown that the volatility clustering occurs in all models. However, this paper cannot exclude the possibility that the Financial Instruments and Exchange Law revision has caused the structural change besides the resourceenergy policy.

---

Key words: Resource Energy Problem, the Corn Commodity Futures Market, GARCH, and EGARCH